第46卷 第9期
2023年9月

干旱区地理
ARID LAND GEOGRAPHY

Vol. 46 No. 9
Sep. 2023

1986—2020年甘肃省六盘山片区贫困演变及启示

马振邦[1]， 王思鉴[1]， 李 薇[1]， 吕 鹏[2]， 郭晓东[1]

（1. 兰州大学资源环境学院西部环境教育部重点实验室，甘肃 兰州 730000；
2. 甘肃省乡村振兴局，甘肃 兰州 730000）

摘 要：明晰长时间尺度上贫困时空动态特征和驱动因素，能为接续推进相对贫困治理和乡村全面振兴提供有益借鉴。基于1986—2020年经济社会面板数据，以农民人均纯收入为表征，考察甘肃省六盘山片区近35 a贫困的时空演变，运用动态空间面板模型解析驱动因素的长短期效应和空间溢出效应差异。结果表明：(1) 甘肃省六盘山片区大部分县区农民人均纯收入增速有提高趋势，这一趋势未来仍会持续。(2) 28个县区收入增速在1994年或2007年存在结构性突变点，这与"八七扶贫攻坚计划"、农村税费改革和城乡基本公共服务均等化、快速城镇化等宏观因素有关。(3) 时间上低收入县区很难跨入高收入县区，空间上热点和冷点区域分布相对稳定，农民人均纯收入存在显著的时空依赖，但程度因空间溢出效应而减轻。(4) 长期和短期来看，经济增长、产业结构和城镇化对本地和相邻县区农民人均纯收入有显著影响，是空间溢出效应的主要来源；仅短期来说，人力资本、种植结构、交通设施对本地和更大空间范围上农民人均纯收入具有显著影响；降雨量具有长期正向影响，意味着西北地区暖湿化趋势是一个重要利好。鉴于时空上贫困的强稳定性和驱动因素作用的差异性，原连片特困地区相对贫困治理需要系统考虑政策措施的时空协调性。

关 键 词：贫困；时空动态；驱动因素；空间面板模型；甘肃省六盘山片区

文章编号：1000－6060(2023)09－1545－11(1545～1555)

随着脱贫攻坚取得全面胜利，中国历史性的解决了绝对贫困问题。按照现行标准，改革开放以来中国7.7×10^8农村贫困人口摆脱绝对贫困[1]。然而，相对贫困问题仍是中国共同富裕目标的重大挑战，不同标准下中国相对贫困人口规模约1×10^8~4.57×10^8，大部分在甘肃省、贵州省等西部地区[2-3]。同时，虽然集中连片特困地区整体脱贫，但共同富裕能力与其他地区相比仍有较大差距[4]。可见，当前我国相对贫困的规模仍然不小，并且表现出地域上的不均衡，乡村振兴战略下西部尤其是原连片特困地区需给予重点关注。

鉴于贫困治理不能一劳永逸，贫困的动态性在学术界备受关注[5]。地理学更关注区域贫困动态，从时空上探讨贫困及其与地理环境、经济社会关系的变化规律[5-6]。研究表明，2001—2015年中国贫困地区集中连片分布态势仍未转变[7]，农民人均纯收入表现出低水平均衡和"俱乐部收敛"[8]。同样，2005—2013年贵州省县级贫困发生率的空间分布态势基本稳定[9]。但在秦巴山片区，2004—2014年村级贫困格局及驱动因素随时间推移均发生了变化[10]。同样，武陵山片区不同等级相对贫困县的空间分布格局的变化不同[11]。可见，不同区域和时空尺度下贫困动态不尽相同，原因是贫困驱动因素的作用有时间"快""慢"、频率"高""低"、范围"大""小"之分[11-13]。但现有研究多是截面或数十年尺度上静态面板研究工作，短期则不能明晰贫困是否存在趋势性、结构性等长时特征，截面或静态则无法甄别驱动因素的长期和短期效应，难以满足乡村振兴目标下反贫困政策的持续性和联动性要求。

甘肃省六盘山片区是原来国家14个连片特困

收稿日期：2022-11-09； **修订日期**：2023-02-06
基金项目：教育部人文社会科学研究一般项目(18XJC790008)；国家自然科学基金项目(41401204，41971212)资助
作者简介：马振邦(1983-)，男，博士，副教授，主要从事贫困治理与乡村可持续发展研究. E-mail: zbma@lzu.edu.cn

地区之一，当前相对贫困治理和乡村振兴任务依然艰巨。国家确定的160个乡村振兴重点帮扶县中，靖远县等16县区仍然在列，分别占到全国的10%和甘肃省的70%。本文利用该区域1986—2020年46个县区经济社会数据，以农民人均纯收入为表征，在长时间尺度上考察贫困趋势性、阶段性、相关性等时空动态，运用动态空间面板模型解析驱动因素的长短期效应和空间溢出效应差异。鉴于现阶段支持乡村振兴重点帮扶县要强化区域统筹、系统发展的思维，从突出到人到户转向推动区域整体发展[14]，本文可为原连片特困地区的相对贫困治理提供有益启示。

1 数据与方法

1.1 数据来源

本文收集了甘肃省六盘山片区46个县区1986—2020年的相关经济社会数据。从时序可比性以及与相对贫困界定相衔接的考虑[15]，以农民人均纯收入(1986年不变价)来表征县域贫困状况。本文拟采用动态面板模型，因此未纳入海拔、坡度等非时变因素，并借鉴相关学者的研究[16-17]，选择人均GDP、人均不透水地表面积、一产占比等13个变量。各指标含义、统计特征和数据来源见表1，其中：(1) 人均受教育年限数据来源于历届人口普查和抽样调查数据，其他年份数据利用内插法获得；(2) 基于高德地图(2020年)、1:250000全国基础地理数据库(2015年)和中国科学院资源环境科学与数据中心(1995年)道路矢量数据，结合《甘肃路谱》记录的县级以上公路历史信息来确定权重(《公路工程技术标准JTG B01-2014》不同技术等级的设计交通量)，反推获得历年的加权公路密度。

1.2 研究方法

1.2.1 时序变化分析 本文以农民人均纯收入的年均增长速度为衡量指标，来考察收入增长的长期趋势和突变点等时序特征。

长时序趋势通常用稳健的Theil-Sen趋势分析和Mann-Kendall检验结合来实现[20]。利用Hurst指数这一在水文学、经济学等领域广泛应用的方法[21]，来考察时序数据的未来趋势或时间依赖性。收入增速突变时点用Pettitt检验来实现，优点是不要求数据序列的正态性，受离群值点的影响小，详见相关文献[22]。

Theil-Sen指数、Pettitt突变点和Hurst指数基于R语言trend包和pracma包计算获得。

1.2.2 空间格局分析 空间格局分析方法成熟，本文利用莫兰指数(Moran's I)来考察农民人均纯收

表1 模型变量描述

Tab. 1 Model variable description

变量	符号	指标描述及含义	样本量	均值	标准差	来源
贫困程度	income	农民人均纯收入(1986年不变价)对数/元	1610	6.12	0.62	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
经济水平	perGDP	人均GDP对数/10^4元·人$^{-1}$	1610	7.35	1.20	《甘肃发展年鉴》
城镇化水平	impervious	人均不透水地表面积的对数/m^2·人$^{-1}$	1610	2.67	1.34	Gong等[19]
产业结构	GDP_1st	GDP中第一产业占比/%	1610	0.35	0.19	《甘肃发展年鉴》
种植结构	cashcrop	农作物播种面积中经济作物占比/%	1610	0.25	0.10	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
农业机械化	machine	单位耕地农业机械总动力的对数/kW·hm^{-2}	1610	0.94	1.01	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
农业技术进步	fertilizer	单位耕地化肥施用折纯量的对数/kg·hm^{-2}	1610	4.82	0.69	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
财政支持力度	fiscal_ER	财政支出与财政收入之比的对数	1610	1.69	0.91	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
年降水量	rainfall	年降水量的对数/mm	1610	6.18	0.27	彭守璋[18]
灌溉设施	irrigation	有效灌溉面积占耕地比例/%	1610	0.21	0.19	《甘肃农村年鉴》
高等级交通	rail&highway	是否通铁路或高速公路	1610	0.42	0.49	《甘肃路谱》，中国科学院资源环境科学与数据中心，1:25000全国基础地理数据库
公路密度	road_den	单位面积国省县道里程的对数/km·km^{-2}	1610	−0.78	0.56	《甘肃路谱》，中国科学院资源环境科学与数据中心，1:250000全国基础地理数据库
家庭规模	household	户均人口数量的对数/人	1610	1.45	0.16	《甘肃发展年鉴》《甘肃农村年鉴》
教育水平	edu_year	人均受教育年限的对数/a	1610	1.80	0.35	人口普查数据(三普到七普)，人口抽样调查数据(1987、1996、2005年和2015年)

入及年均增速的空间集聚特征，利用Getis-Ord G_i^*识别农民人均纯收入的空间冷热点。运用基于马尔科夫矩阵发展而来的空间马尔科夫矩阵，来探测县区农民人均纯收入之间的相互联系和相互作用，也即县区间是否存在空间溢出效应[23]。Moran's I和Getis-Ord G_i^*分析基于ArcGIS 10.3实现，马尔科夫和空间马尔科夫方法基于Stata 15实现。

1.2.3 计量模型设定 考虑到被解释变量可能存在的时空相关性，以及解释变量存在的空间相关性，本文建立农民人均纯收入的动态空间杜宾模型进行分析，如下：

$$Y_{it}=\tau Y_{it-1}+\delta WY_{it}+\beta_1 X_{it}+\beta_2 WX_{it}+c_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：Y_{it}为县区i在时期t的农民人均纯收入；Y_{it-1}为农民人均纯收入的时间滞后项；W为空间权重矩阵，WY_{it}为农民人均纯收入的空间滞后项；X_{it}为县区i在时期t的解释变量矩阵；WX_{it}为各解释变量的空间滞后项矩阵；c_i和μ_t分别为个体和时间固定效应项；ε_{it}为随机误差项；τ和δ为待估系数；β_1和β_2为待估系数向量。当τ=0时，为静态空间面板模型；当$\delta=\beta_2$=0时，为动态面板模型；当$\tau=\delta=\beta_2$=0时，为普通面板模型。

上述模型可利用Elhorst等提出的偏差修正的准最大似然法进行估计[24]，本文基于Stata 15的xsmle命令实现。同时，利用LeSage提出的偏微分方法，把估计结果分解为直接效应、间接效应，分别对应本地直接影响和空间溢出效应[25]。

2 结果与分析

2.1 农民人均纯收入的时序演变

从农民人均纯收入随时间的变化（图1）可以发现，研究区农民人均纯收入水平增长趋势明显，46个县区现价均值从1986年的255元提高到2020年的近10000元。从1986—2020年各县区农民人均纯收入（1986年不变价）年均增速的统计特征和Theil-Sen趋势度（表2）可以发现，各县区农民人均纯收入年均增速在4.91%~7.42%之间（均值为6.04%），总体上增长6.7倍。考察农民人均纯收入增速的趋势性发现，各县区Theil-Sen指数位于0.07~0.40之间（均值为0.22），其中P<0.1水平上显著县区数为32个，说明70%的县区农民人均纯收入年均增速显著提升。此外，Pettitt突变点检测发现（图2），P<0.1水平上28个（61%）县区收入增速存在显著突变点，分别在1994年和2007年左右，意味着这2个时间点上存在引致增速突变的结构性因素。Hurst指数结果显示（表2），研究区各县区农民人均纯收入增速的Hurst指数介于0.54~0.75之间（均值为0.64），意味着农民人均纯收入增速的增长趋势仍将持续。

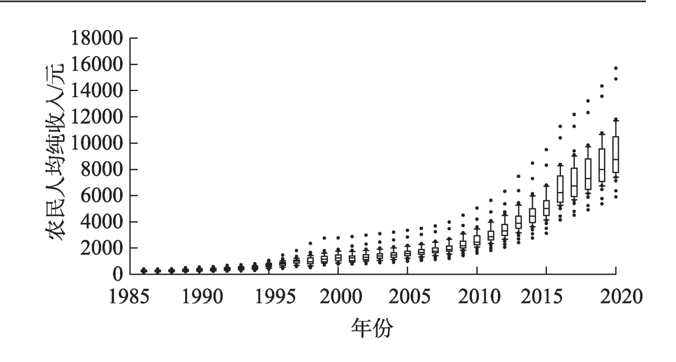


图1 1986—2020年研究区各县区农民人均纯收入箱式图

Fig. 1 Box chart of farmers' per capita net income in each county and district of the study area from 1986 to 2020

表2 农民人均纯收入年均增速的统计特征

Tab. 2 Statistical characteristics of annual growth rate of farmers' per capita net income

县区	年均增速/%	Theil-Sen指数	Hurst指数
全部46个县区	6.04（4.91~7.42）	0.22（0.07~0.40）	0.64（0.55~0.75）
榆中县，临夏县，麦积区，庄浪县，临洮县，静宁县，广河县，和政县，东乡县，皋兰县，永登县	5.64（4.91~6.12）	0.30***（0.24~0.40）	0.64（0.54~0.73）
镇原县，崇信县，安定区，灵台县，秦州区，秦安县，宁县，泾川县，康乐县，会宁县，景泰县，临夏市	5.97（5.44~6.45）	0.22**（0.18~0.25）	0.64（0.56~0.73）
平川区，武山县，甘谷县，古浪县，合水县，环县，庆城县，靖远县，永靖县	6.26（5.50~7.12）	0.21*（0.16~0.29）	0.63（0.58~0.72）
积石山县，通渭县，陇西县，渭源县，张家川回族自治县，漳县，清水县，华池县，华亭市，正宁县，西峰区，白银区，崆峒区，岷县	6.26（5.65~7.42）	0.16（0.07~0.24）	0.64（0.56~0.75）

注：*、**、***分别表示在P<0.1、P<0.05、P<0.01水平上显著；表中数值为：均值（最小值~最大值）。下同。

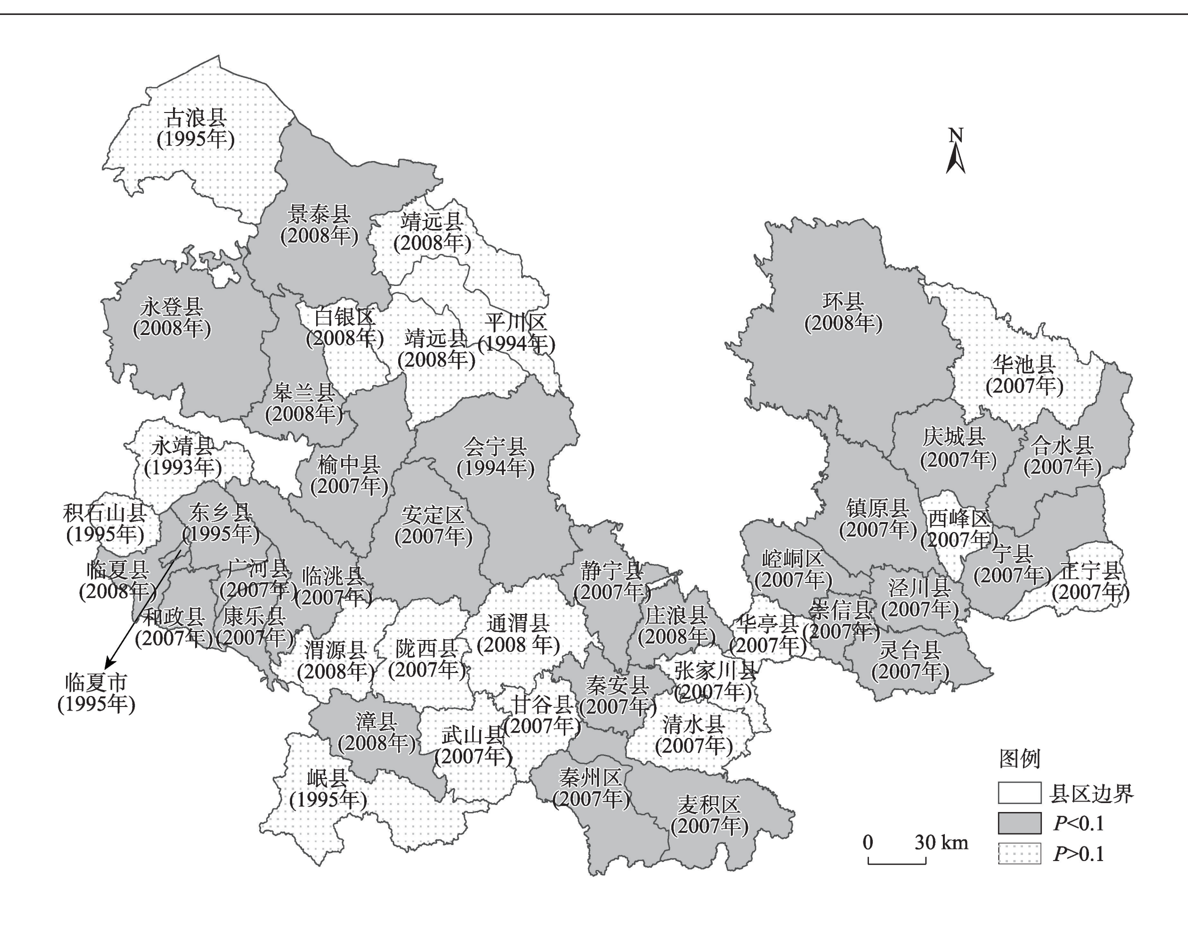


图2 1986—2020年农民人均纯收入增速的突变点

Fig. 2 Abrupt change in the growth rate of farmers' per capita net income from 1986 to 2020

2.2 农民人均纯收入的格局演变

从8个年份农民人均纯收入的冷热点分布(图3)来看,总体上,研究区农民人均纯收入的热点和冷点区域分布相对稳定,兰州市和白银市各县区收入一直保持较高水平,临夏州各县区则位于较低水平。从 Moran's I 的时间变化来看(图4),1986—2020年其值介于0.27~0.45之间且显著。这表明,各县区农民人均纯收入的空间集聚性显著,即收入高的县区趋于相邻,而收入低的县区也趋于相邻。值得注意的是,农民人均纯收入年均增长率的 Moran's I 在1994—2000年(均值0.42)和2006—2020年(均值0.32)2个时间段显著为正,说明该时间段农民人均纯收入增速存在显著空间关联。

将人均纯收入按四分位数划为低水平、中低水平、中高水平和高水平4个类型,进一步比较马尔科夫矩阵和空间马尔科夫矩阵结果。从表3可以看出,马尔科夫矩阵对角线所有值介于77.1%~90.2%,远高于非对角线上的0~11.4%,说明收入水平类型更倾向于保持不变。初始高收入县区未来仍保持高收入的概率为90.2%,未来初始低收入县区仍处于低收入类型的概率为88.4%,表明低收入县区很难跨越到高收入县区,同时意味着贫困存在很强时间依赖性。从空间马尔科夫矩阵结果来看,与低水平类型相邻的县区,向上转移概率小于向下转移概率;反之,与高水平相邻的县区,向上转移的概率较大,而向下转移的概率较小。例如,低水平县区与高、中高、中低和低水平县区相邻,则未来向上转入中低水平类型的概率分别为25.0%、12.8%、12.4%和5.9%,呈现递减趋势,说明空间溢出效应能减轻低收入县区的时间依赖。

2.3 农民人均纯收入变化的驱动因素

本文建立动态空间面板模型来识别农民人均纯收入的驱动因素。为控制多重共线性和伪回归的影响,基于Stata计算了自变量的方差膨胀因子(VIF),并进行了面板单位根检验和协整分析。结果显示:各变量VIF值皆小于10;除年降水量外其他变量均为一阶单整,进而发现多变量间存在协整关系,此时估计结果有效[26]。空间面板模型构建遵循

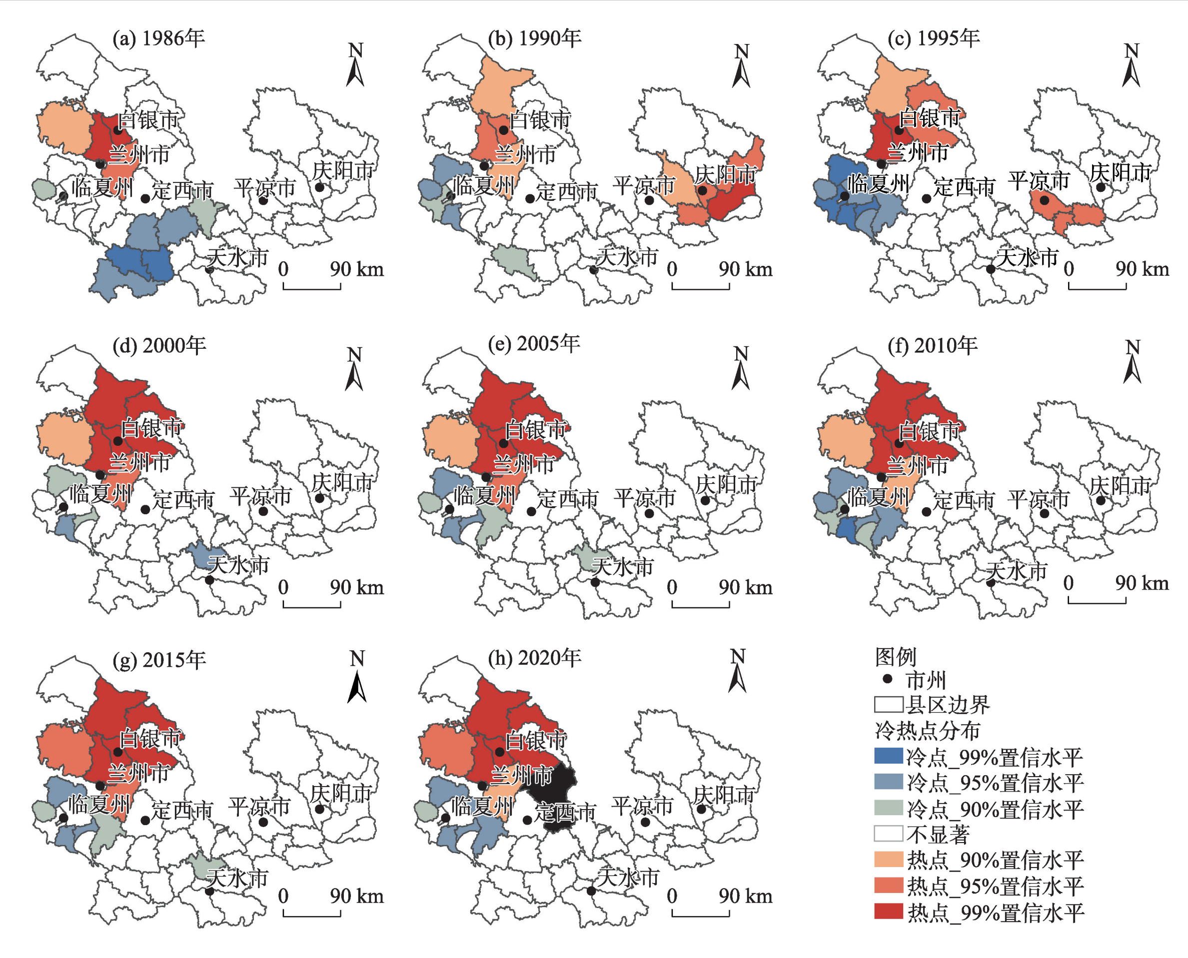


图3 1986—2020年农民人均纯收入的冷热点分布

Fig. 3 Distribution of hot and cold spots of farmers' per capita net income from 1986 to 2020

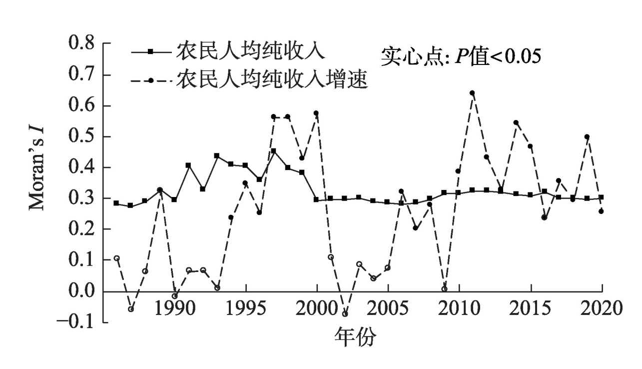


图4 1986—2020年农民人均纯收入及增速的空间自相关

Fig. 4 Spatial autocorrelation of farmers' per capita net income and its growth rate from 1986 to 2020

以下步骤[27]:(1) 通过固定效应联合显著性检验,确定该模型应包含时间和空间双向固定效应;(2) 利用拉格朗日乘数检验及其稳健形式,发现存在显著的空间交互影响关系,应在模型中纳入误差或者滞后形式的空间滞后项;(3) 通过Wald检验(误差模型 $P<0.001$,滞后模型 $P=0.0225$)和似然比检验(误差和滞后模型皆 $P<0.001$),判断出空间杜宾模型不

表3 1986—2020年不同农民人均纯收入类型的马尔科夫和空间马尔科夫转移矩阵

Tab. 3 Nonspatial and spatial Markov-chain transitional matrices of different farmers' per capita net income types from 1986 to 2020 /%

矩阵	人均纯收入水平		人均纯收入水平 高	中高	中低	低
马尔科夫矩阵		高	90.2	8.6	0.7	0.5
		中高	9.9	78.7	10.7	0.8
		中低	0.8	10.7	77.1	11.4
		低	0.0	1.2	10.5	88.4
空间马尔科夫矩阵	高	高	90.9	8.7	0.4	0.0
		中高	15.7	80.0	4.4	0.0
		中低	0.0	19.4	71.0	9.7
		低	0.0	0.0	25.0	75.0
	中高	高	91.2	8.8	0.0	0.0
		中高	9.6	85.2	5.2	0.0
		中低	1.9	14.8	74.1	9.3
		低	0.0	0.0	12.8	87.2
	中低	高	50.0	33.3	16.7	0.0
		中高	1.5	81.8	16.7	0.0
		中低	0.0	9.5	81.0	9.5
		低	0.0	1.0	12.4	86.7
	低	高	100.0	0.0	0.0	0.0
		中高	0.0	78.1	18.8	3.1
		中低	0.0	4.6	87.0	8.3
		低	0.0	0.0	5.9	94.1

能被简化为误差模型或滞后模型；(4) 利用Hausman检验(chi^2=344.5，P<0.001)确定了在固定效应模型和随机效应模型中应选择前者。综上，表4给出了queen空间权重下嵌套双向固定效应的静态(queen)和动态(queen_lag)空间面板模型结果。同时，还报告了面板聚合最小二乘法(pols)、静态面板(xtreg)和SYS-GMM动态面板(xtabond2)结果，以及反距离(iver)、反距离平方(iver2)和最近邻(knn5)3种不同空间权重下模型结果，以评估结果的稳健性。

从表4可见，时空2个维度上被解释变量的时间和空间滞后系数在模型(3)~(8)中均显著为正，

表4 面板模型估计结果

Tab. 4 Estimation results of panel data model

模型变量		pols	xtreg	xtabond2	queen	que_lag	iver	iver2	knn5
		模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)	模型(6)	模型(7)	模型(8)
自变量	L_income	–	–	0.879***	–	0.574***	0.594***	0.584***	0.586***
	S_income	–	–	–	0.462***	0.343***	0.612***	0.441***	0.324***
	perGDP	0.425***	0.387***	0.066**	0.065***	0.047***	0.054***	0.045***	0.044***
	impervious	0.007	0.134***	0.000	0.014***	0.006	0.008	0.006	0.005
	GDP_1st	0.775***	0.497***	0.129*	0.154***	0.107***	0.147***	0.098***	0.096**
	cashcrop	0.316***	0.204*	0.038	0.013	−0.022	−0.013	−0.026	−0.016
	machine	0.093***	0.120**	−0.021	0.009	0.002	−0.001	0.000	0.000
	fertilizer	−0.015	−0.051***	−0.002	0.002	−0.003	−0.004	0.000	−0.004
	fiscal_ER	0.070***	0.058***	0.021***	−0.005	−0.002	−0.005	−0.006	−0.005
	rainfall	0.093***	−0.014	0.009	0.099**	0.062	0.018	0.058	0.055
	irrigation	−0.103*	0.331***	0.066	0.139***	0.047	0.029	0.095***	0.094***
	rail&highway	0.067***	0.010***	0.007	0.007	−0.001	0.005	−0.003	−0.002
	road_den	0.115***	0.061	0.018*	0.004	0.002	0.003	−0.004	0.000
	household	0.379***	0.344***	0.083	−0.003	0.010	0.030	0.009	0.010
	edu_year	0.329***	0.088	0.150***	0.002	0.013	0.005	0.010	0.009
	_cons	0.854***	2.089***	−0.218	–	–	–	–	–
空间滞后自变量	perGDP	–	–	–	0.054***	0.013	0.324***	0.007	0.001
	impervious	–	–	–	0.045***	0.022**	0.105*	0.050***	−0.009
	GDP_1st	–	–	–	0.160***	0.075**	0.160***	0.195***	0.123***
	cashcrop	–	–	–	−0.032	0.016	0.152***	0.105	0.040
	machine	–	–	–	−0.016*	−0.009	0.049	−0.008	0.012
	fertilizer	–	–	–	0.023*	−0.016	−0.035	−0.009	−0.013
	fiscal_ER	–	–	–	0.004	−0.008	−0.013	−0.018	−0.013
	rainfall	–	–	–	−0.148***	−0.050	−0.082	−0.062	−0.045
	irrigation	–	–	–	0.041	−0.026	0.191	−0.118*	−0.047
	rail&highway	–	–	–	−0.015	−0.015	0.0131***	−0.013	−0.013
	road_den	–	–	–	−0.073***	−0.012	0.047***	0.058*	0.008
	household	–	–	–	0.096	0.066	0.185***	0.191**	0.091
	edu_year	–	–	–	0.091***	0.030	0.278**	0.033	0.036
	N	1610	1610	1564	1610	1564	1564	1564	1564
	R^2	0.913	0.934	–	0.771	0.971	0.887	0.969	0.979
	AIC	−874.842	−1522.114	–	−3991.086	−4706.726	−4605.177	−4658.896	−4659.206
	Log-likelihood	451.421	774.057	–	2049.543	2434.363	2383.588	2410.448	2410.603

注：L_income、S_income分别为滞后一期和空间滞后因变量；_cons为常数项；N为样本量；R^2为确定系数；AIC为赤池信息准则值；Log-likelihood为对数似然值；pols、xtreg、xtabond2、Queen分别为聚合最小二乘法、静态面板、动态面板、Queen权重下静态空间面板；que_lag、iver、iver2、knn5分别为Queen、反距离、反距离平方、最近邻不同空间权重下动态空间面板。“–”表示无数据。下同。

验证了农民人均纯收入存在显著的时空依赖。也即，自身初始状态和周边邻居状态，很大程度上决定了近35 a本县区的农民人均纯收入水平。同时，与模型(1)、(2)相比，人均GDP、有效灌溉面积占比、一产占比至少在2个模型中显著，人均GDP、家庭规模、一产占比、教育年限、人均不透水地表和道路密度的空间滞后项至少在2个模型中显著，意味着上述变量通过本地或溢出效应对农民人均纯收入时空格局演变产生重要影响。

表5给出了模型(4)~(8)中各解释变量直接效应和间接效应。可以发现，总体上同一因素的效应值方向一致，而且长期效应绝对值均大于短期效应，说明动态空间面板模型估计结果总体稳健。由于模型(5)拟合效果最好(AIC值最小)，据其展开讨论：(1) 人均GDP长期看来直接效应和间接效应分别为0.177和0.595，短期看来直接效应和间接效应分别为0.05和0.04，说明无论短期还是长期人均GDP不但显著影响本县区农民人均纯收入，而且对相邻县区农民人均纯收入有正的空间溢出效应。(2) 同样，一产占比、人均不透水地表无论是短期还是长期来看，都能对本县区和相邻县区农民人均纯收入产生显著正向影响。值得注意的是与人均GDP相比，人均不透水地表数值较小，表明过去城镇化的作用小于经济增长的作用。考虑到各县区城镇化水平普遍低，于2005年左右进入快速提升阶段，并不能就此得出城镇化的增收效应低于经济增长的结论。同时，降雨量的长期直接效应显著为正，意味着西北地区暖湿化趋势对提高农民人均纯

表5　农民人均纯收入驱动因素空间溢出效应的分解结果

Tab. 5　Decomposition of the spatial spillover effect of driving factors for farmers' per capita net income

效应	变量	短期					长期				
		queen 模型(4)	que_lag 模型(5)	iver 模型(6)	iver2 模型(7)	knn5 模型(8)	queen 模型(4)	que_lag 模型(5)	iver 模型(6)	iver2 模型(7)	knn5 模型(8)
直接效应	perGDP	–	0.050***	0.070***	0.046***	0.044***	0.079***	0.177***	0.118**	0.280	0.134***
	impervious	–	0.009*	0.001*	0.009*	0.005	0.023***	0.051**	0.015	0.172	0.009
	GDP_1st	–	0.118***	0.225***	0.111***	0.105***	0.192***	0.462***	0.293	1.312	0.394***
	cashcrop	–	−0.020	0.059**	−0.018	−0.011	0.008	−0.053	−0.081	0.157	−0.009
	machine	–	0.001	0.002	0.000	0.001	0.007	−0.006	−0.003	0.023	0.011
	fertilizer	–	−0.005	−0.006	−0.001	−0.005	0.006	−0.033	−0.008	−0.087	−0.024
	fiscal_ER	–	−0.004	−0.006	−0.007	−0.006	−0.004	−0.020	−0.011	−0.120	−0.027
	rainfall	–	0.060*	0.016	0.057*	0.055	0.086*	0.151*	0.050	0.043	0.136
	irrigation	–	0.046	0.039	0.090***	0.093***	0.161***	0.133	0.060	−0.081	0.255**
	rail&highway	–	−0.003	0.011*	−0.004	−0.003	0.005	−0.025	0.006	−0.124	−0.017
	road_den	–	0.002	0.003**	0.001	0.001	−0.008	−0.006	−0.008	0.154	0.009
	household	–	0.021	0.012***	0.024	0.019	0.011	0.133	0.010	0.562	0.117
	edu_year	–	0.016	0.017*	0.012	0.011	0.018	0.080	0.000	0.102	0.054
间接效应	perGDP	–	0.040**	0.092***	0.044	0.020	0.144***	0.595**	−2.107	6.443	0.392
	impervious	–	0.033**	0.029*	0.091***	−0.009	0.087***	0.313*	−0.629	5.681	−0.056
	GDP_1st	–	0.155***	0.436***	0.405***	0.213***	0.393***	1.860**	−9.562	41.060	2.211**
	cashcrop	–	0.007	0.390***	0.157	0.044	−0.044	−0.044	−7.823	7.981	0.313
	machine	–	−0.012	0.125	−0.014	0.016	−0.019	−0.087	−0.237	1.246	0.140
	fertilizer	–	−0.025*	−0.096	−0.016	−0.020	0.039*	−0.227	0.213	−3.657	−0.186
	fiscal_ER	–	−0.013	−0.042	−0.036	−0.021	0.003	−0.123	0.117	−4.161	−0.198
	rainfall	–	−0.042	−0.191	−0.067	−0.041	−0.177***	0.014	0.298	−4.340	−0.013
	irrigation	–	−0.004	0.575	−0.121	−0.015	0.180	0.202	−1.344	−13.290	0.381
	rail&highway	–	−0.022	0.035**	−0.026	−0.019	−0.021	−0.191	−0.717	−4.797	−0.167
	road_den	–	−0.015	0.123***	0.099**	0.013	−0.120***	−0.107	−2.514	5.963	0.106
	household	–	0.098	0.486***	0.336**	0.133	0.154*	0.898	−10.030	18.680	1.159
	edu_year	–	0.046	0.070**	0.060	0.051	0.154***	0.450	−1.432	2.537	0.463

收入是个利好。

鉴于反距离空间权重能刻画全域范围内空间溢出效应，模型(6)可甄别各因素在更大空间范围内的影响。家庭规模、教育水平、经济作物占比、铁路和高速公路、公路密度的作用主要通过短期的直接效应和间接效应表达，一方面说明它们与农民人均纯收入的长期稳定关系并未出现，因此长期影响并不显著，但能在短期内快速产生显著影响；另一方面说明这些因素的空间溢出效应并不局限在临近县区，可以对域内其他县区农民人均纯收入产生随距离衰减的影响。

3 讨 论

本文将贫困演变的时间尺度拉长到近35 a，发现甘肃省六盘山片区时空依赖依然突出。具体表现为，县区当前贫困状态很大程度上取决于初始状况，贫困空间集聚分布也没有显著改变，少数民族聚居的临夏州仍是农民人均纯收入洼地。这与空间贫困陷阱理论相符，与其他数十年尺度上的结果形成印证[8-9]，说明经过近35 a努力该地区穷根仍未能尽除。同时，鉴于研究区农民人均纯收入整体偏低，在2050年实现共同富裕长期目标依然不容乐观，易地搬迁、加大公共服务和基础设施供给等区域瞄准政策依然重要。

研究发现，28个县区农民人均纯收入增速在1994年或2007年存在显著突变，这种阶段性特征能弥合现有认知，即贫困演变特征可能因所选时段不同而不同[8-11]。在研究区，前一个突变可能与“八七扶贫攻坚计划”有关，这与现有相关研究的结论一致[28]。考虑到国家于2006年推出了税费减免、合作医疗、新农村建设等惠农和富农政策，而2005年甘肃城镇化水平超过30%进入快速提高阶段，因此国家惠农政策、城镇化等宏观力量对后一个突变产生重要影响。可见，宏观上国家扶贫政策和经济社会发展的连续性既是过去35 a农民人均纯收入持续增长的核心力量，也是未来这种趋势延续的重要前提和保障。此外，研究发现降雨量对农户收入具有长期正向影响，由此来看西北地区的暖湿化趋势[29]，能为农户收入持续增长提供良好客观条件。

长期和短期来看，经济增长、产业结构和城镇化能透过“涓滴效应”和“空间溢出”有效改变时间依赖和空间锁定。因此，现阶段应以提高县域经济发展水平和质量为重点，着力推进城镇化进程和户籍制度改革，来带动本地和周边县区农民人均纯收入的增长。需要注意，一产比重对农民人均纯收入增长具有长期正向影响。考虑到2014—2020年甘肃全省农民人均纯收入中农业经营收入占比仍稳定在36%左右，并且经济发展处于低水平时农业发展对于缓解农村贫困具有重要影响[11]，为缓解和缩小相对贫困，也应注重农业发展在推动留守农民人均纯收入增长中的重要作用。仅短期内，如要显著快速提高本地农民人均纯收入，加强人力资本投资、调整农业种植结构和加大交通基础设施建设也是重要政策取向，而且能通过空间溢出效应在更大空间范围内促进其他县区农民人均纯收入的增长。因此，乡村振兴战略目标下相对贫困治理，需系统考虑政策措施的时空协调性，统筹发挥长短期和近远程作用。

4 结 论

(1) 近35 a甘肃省六盘山片区农民人均纯收入年均增速显著提高，这种趋势将来持续不变。28个县区农民人均纯收入增速在1994年或2007年发生显著突变，这与经济社会发展和扶贫政策等宏观因素有关，表明贫困演变特征可能因所选时段不同而不同。

(2) 近35 a甘肃省六盘山片区农民人均纯收入的时空依赖性强，空间上热点和冷点区域分布相对稳定，时间上低收入县区很难跨入高收入县区，但空间溢出效应能减轻农民人均纯收入的时间依赖。

(3) 空间计量模型验证了时间依赖与空间溢出是塑造农民人均纯收入时空格局的重要力量，前者作用力更大。长期和短期来看，人均GDP、一产占比、城镇化对县区农民人均纯收入增加具有显著正向影响，也是溢出效应的重要来源。降雨量的长期直接效应显著为正。仅短期来说，人力资本、种植结构、交通设施等会对域内各县区农民人均纯收入产生显著且更为广泛影响。

参考文献(References)

[1] 中华人民共和国国务院新闻办公室. 人类减贫的中国实践[R]. 北京: 中华人民共和国国务院新闻办公室, 2021. [Information

Office of the State Council of the People's Republic of China. Poverty alleviation: China's experience and contribution[R]. Beijing: Information Office of the State Council of the People's Republic of China, 2021.]

[2] 樊杰, 周侃, 伍健雄. 中国相对贫困地区可持续发展问题典型研究与政策前瞻[J]. 中国科学院院刊, 2020, 35(10): 1249-1263. [Fan Jie, Zhou Kan, Wu Jianxiong. Typical study on sustainable development in relative poverty areas and policy outlook of China [J]. Bulletin of Chinese Academy of Sciences, 2020, 35(10): 1249-1263.]

[3] 樊增增, 邹薇. 从脱贫攻坚走向共同富裕: 中国相对贫困的动态识别与贫困变化的量化分解[J]. 中国工业经济, 2021(10): 59-77. [Fan Zengzeng, Zou Wei. From anti-poverty campaign to common prosperity: Dynamic identification of relative poverty and quantitative decomposition of poverty changes in China[J]. China Industrial Economics, 2021(10): 59-77.]

[4] 罗蓉, 何黄琪, 陈爽. 原连片特困地区共同富裕能力评价及其演变跃迁[J]. 经济地理, 2022, 42(8): 154-164. [Luo Rong, He Huangqi, Chen Shuang. Original contiguous destitute areas' common prosperity capability evaluation and evolution transition[J]. Economic Geography, 2022, 42(8): 154-164.]

[5] 严小燕, 祁新华. 贫困动态的测度方法与演化机制[J]. 地理学报, 2021, 76(10): 2425-2438. [Yan Xiaoyan, Qi Xinhua. The measurement method and evolution mechanism of poverty dynamics [J]. Acta Geographica Sinica, 2021, 76(10): 2425-2438.]

[6] 李雨欣, 薛东前, 马蓓蓓, 等. 黄土高原地区农村贫困空间演化及偏远特征[J]. 干旱区地理, 2021, 44(2): 534-543. [Li Yuxin, Xue Dongqian, Ma Beibei, et al. Spatial evolution and remote characteristics of rural poverty in the Loess Plateau, China[J]. Arid Land Geography, 2021, 44(2): 534-543.]

[7] 周侃, 王传胜. 中国贫困地区时空格局与差别化脱贫政策研究[J]. 中国科学院院刊, 2016, 31(1): 101-111. [Zhou Kan, Wang Chuansheng. Spatial-temporal pattern of poverty-stricken areas and its differential policies for poverty alleviation in China[J]. Bulletin of Chinese Academy of Sciences, 2016, 31(1): 101-111.]

[8] Luo X, Jin G, Wan Q, et al. Spatial poverty traps in rural China: Aggregation, persistence, and reinforcement[J]. Area, 2021, 53(1): 56-66.

[9] 王永明, 王美霞, 吴殿廷, 等. 贵州省乡村贫困空间格局与形成机制分析[J]. 地理科学, 2017, 37(2): 217-227. [Wang Yongming, Wang Meixia, Wu Dianting, et al. Spatial patterns and determinants of rural poverty: A case of Guizhou Province, China[J]. Scientia Geographica Sinica, 2017, 37(2): 217-227.]

[10] 罗庆, 樊新生, 高更和, 等. 秦巴山区贫困村的空间分布特征及其影响因素[J]. 经济地理, 2016, 36(4): 126-132. [Luo Qing, Fan Xinsheng, Gao Genghe, et al. Spatial distribution of poverty village and influencing factors in Qinba Mountains[J]. Economic Geography, 2016, 36(4): 126-132.]

[11] 王永明, 王美霞. 武陵山片区县域相对贫困的时空演化与驱动因素[J]. 山地学报, 2021, 39(4): 576-586. [Wang Yongming, Wang Meixia. The temporal spatial evolution and driving fact of relative poverty in the Wuling Mountainous Area, China[J]. Mountain Research, 2021, 39(4): 576-586.]

[12] 马振邦, 贾卓, 常跟应, 等. 区域农村贫困格局的形成: 空间依赖、空间分异与尺度效应[J]. 经济地理, 2022, 42(3): 210-221. [Ma Zhenbang, Jia Zhuo, Chang Genying, et al. Spatial dependence, spatial variation and scale effect in the formation of rural poverty pattern[J]. Economic Geography, 2022, 42(3): 210-221.]

[13] 兰海霞, 赵雪雁. 基于面板门槛模型的中国旅游发展减贫效应研究[J]. 干旱区地理, 2020, 43(1): 248-259. [Lan Haixia, Zhao Xueyan. Poverty alleviation effect of China's tourism development based on panel threshold model[J]. Arid Land Geography, 2020, 43 (1): 248-259.]

[14] 王正谱. 集中支持重点帮扶县, 不仅要补短板, 更要帮发展——在国家乡村振兴重点帮扶县工作会议上的讲话[J]. 乡村振兴, 2021(10): 34-37. [Wang Zhengpu. Focus on the key assistance counties, not only to make up the shortage, but also to promote development: Speech at the working conference on national key assistance counties[J]. Rural Revitalization, 2021(10): 34-37.]

[15] 何仁伟, 樊杰, 李光勤. 环京津贫困带的时空演变与形成机理[J]. 经济地理, 2018, 38(6): 1-9. [He Renwei, Fan Jie, Li Guangqin. Spatiotemporal evolution and formation mechanism of the poverty belt around Beijing and Tianjin[J]. Economic Geography, 2018, 38(6): 1-9.]

[16] 刘小鹏, 李伟华, 王鹏, 等. 发展地理学视角下欠发达地区贫困的地方分异与治理[J]. 地理学报, 2019, 74(10): 2108-2122. [Liu Xiaopeng, Li Weihua, Wang Peng, et al. Local differentiation and alleviation of poverty in underdeveloped areas based on development geography[J]. Acta Geographica Sinica, 2019, 74(10): 2108-2122.]

[17] 丁建军, 宁燕. 湖南武陵山片区农民人均纯收入多样性特征及其对贫困的影响[J]. 地理科学, 2016, 36(7): 1027-1035. [Ding Jianjun, Ning Yan. The characteristics and influence on poverty of farmers' income diversity in Wuling Mountain Area of Hunan Province[J]. Scientia Geographica Sinica, 2016, 36(7): 1027-1035.]

[18] 彭守璋. 中国1 km分辨率逐月降水量数据集(1901—2021)[EB/OL]. [2022-10-08]. http://poles.tpdc.ac.cn/zh-hans/data/faae7605-a0f2-4d18-b28f-5cee413766a2/. [Peng Shouzhang. 1-km monthly precipitation dataset for China (1901—2021)[EB/OL]. [2022-10-08]. http://poles.tpdc.ac.cn/zh-hans/data/faae7605-a0f2-4d18-b28f-

5cee413766a2/.]

[19] Gong P, Li X C, Wang J, et al. Annual maps of global artificial impervious area (GAIA) between 1985 and 2018[J]. Remote Sensing of Environment, 2020, 236: 111510, doi: 10.1016/j.rse.2019.111510.

[20] 梁大林, 唐海萍. 青藏高原两种高寒草地植被变化及其水温驱动因素分析[J]. 生态学报, 2022, 42(1): 287−300. [Liang Dalin, Tang Haiping. Analysis of vegetation changes and water temperature driving factors in two alpine grasslands on the Qinghai-Tibet Plateau[J]. Acta Ecologica Sinica, 2022, 42(1): 287−300.]

[21] Weron R. Estimating long-range dependence: Finite sample properties and confidence intervals[J]. Physica A: Statistical Mechanics and its Applications, 2002, 312(1−2): 285−299.

[22] Pettitt Anthony N. A non-parametric approach to the change-point problem[J]. Journal of the Royal Statistical Society: Series C, 1979, 28(2): 126−135.

[23] 陈培阳, 朱喜钢. 中国区域经济趋同: 基于县级尺度的空间马尔可夫链分析[J]. 地理科学, 2013, 33(11): 1302−1308. [Chen Peiyang, Zhu Xigang. Regional convergence at county level in China [J]. Scientia Geographica Sinica, 2013, 33(11): 1302−1308.]

[24] Elhorst P J, Zandberg E, De Haan J. The impact of interaction effects among neighbouring countries on financial liberalization and reform: A dynamic spatial panel data approach[J]. Spatial Economic Analysis, 2013, 8(3): 293−313.

[25] Lesage J, Pace R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Virginia Beach: Chapman and Hall/CRC Press, 2009: 25−42.

[26] 李子奈, 潘文卿. 计量经济学[M]. 第三版. 北京: 高等教育出版社, 2010: 295−300. [Li Zinai, Pan Wenqing. Econometrics[M]. 3rd ed. Beijing: Higher Education Press, 2010: 295−300.]

[27] 丁志国, 赵宣凯, 赵晶. 直接影响与空间溢出效应: 我国城市化进程对城乡收入差距的影响路径识别[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(9): 118−130. [Ding Zhiguo, Zhao Xuankai, Zhao Jing. Direct and spillover effects: How does the urbanization in China affect the urban-rural income inequality[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics, 2011, 28(9): 118−130.]

[28] 王艺明, 刘志红. 大型公共支出项目的政策效果评估——以"八七扶贫攻坚计划"为例[J]. 财贸经济, 2016, 37(1): 33−47. [Wang Yiming, Liu Zhihong. Evaluating the policy effect of large-scale public expenditure projects: Taking "Seven-Year Priority Poverty Alleviation Program" as an example[J]. Finance & Trade Economics, 2016, 37(1): 33−47.]

[29] 李明, 孙洪泉, 苏志诚. 中国西北气候干湿变化研究进展[J]. 地理研究, 2021, 40(4): 1180−1194. [Li Ming, Sun Hongquan, Su Zhicheng. Research progress in dry/wet climate variation in northwest China[J]. Geographical Research, 2021, 40(4): 1180−1194.]

Poverty evolution and its implications in the Liupan Mountain Area of Gansu Province from 1986 to 2020

MA Zhenbang[1], WANG Sijian[1], LI Wei[1], LYU Peng[2], GUO Xiaodong[1]

(1. Key Laboratory of Western China's Environmental Systems (Ministry of Education), College of Earth and Environmental Sciences, Lanzhou University, Lanzhou 730000, Gansu, China; 2. Gansu Provincial Administration for Rural Revitalization, Lanzhou 730000, Gansu, China)

Abstract: Clarifying the long-term spatiotemporal dynamics of poverty and the related influencing factors can provide important information for the continued promotion of relative poverty and rural revitalization governance. Based on the 35 years of panel data covering the 1986—2020 period, past spatiotemporal poverty dynamics (represented by farmer's per capita net income) of 46 counties in the Liupan Mountain area of Gansu Province were investigated, and a spatial econometric model was used to explore the related influencing factors. The results showed that: (1) Average annual growth rate of farmers' per capita net income showed an increasing trend in 70% of the studied counties, and this trend is projected to continue in the future. (2) In 28 counties, the income growth rate experienced significant changes in 1994 and 2007, which may be due to the implementation of the "Seven-Year Priority Poverty Alleviation Program", reform of rural taxes and administrative charges, equalization of basic public services in urban and rural areas, and rapid urbanization in Gansu Province. (3) Farmers' per capita net income showed a strong spatiotemporal dependence, in which low-income counties showed little upward progress, and the distribution of hot and cold spots remained relatively stable. However, spatial spillover appeared to reduce path dependence. (4) In the short and long terms, per capita gross domestic product, proportion of primary industry, and urbanization rate had positive impacts on the growth of farmers' per capita net income in local and neighboring counties. Human capital, planting structure, and transportation facilities had a significant short-term impact on farmers' per capita net income growth locally and at a larger spatial scale, while rainfall had a long-term positive impact on farmers' per capita net income growth, indicating the increase in temperatures and precipitation in northwest China have had important beneficial effects. The study's findings on the spatiotemporal stability of poverty and the complex nature of the mechanisms that influence it serve to remind practitioners to consider the systematic coordination of policy measures in time and space.

Key words: poverty; spatiotemporal dynamics; driving factors; spatial panel model; Liupan Mountain Area of Gansu Province